Catalogue no. 75F0002MIE — No. 009
ISSN: 1707-2840
ISBN: 0-662-37994-2

Research Paper

Income research paper series

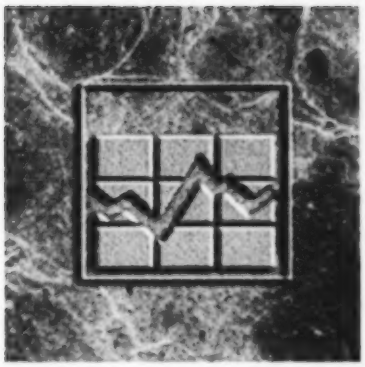
Low-paid employment and moving up: A closer look at full-time, full-year workers

1996-2001

by Teresa Janz

Income Statistics Division
Jean Talon Building, Ottawa, K1A 0T6

Telephone: 613 951-7355



This paper represents the views of the author and does not necessarily reflect the opinions of Statistics Canada.

Statistics Canada Statistique Canada

Canada

How to obtain more information

Specific inquiries about this product and related statistics or services should be directed to Client Services, Income Statistics Division, Statistics Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6 ((613) 951-7355; (888) 297-7355; income@statcan.ca).

For information on the wide range of data available from Statistics Canada, you can contact us by calling one of our toll-free numbers. You can also contact us by e-mail or by visiting our Web site.

National inquiries line	**1 800 263-1136**
National telecommunications device for the hearing impaired	**1 800 363-7629**
Depository Services Program inquiries	**1 800 700-1033**
Fax line for Depository Services Program	**1 800 889-9734**
E-mail inquiries	**infostats@statcan.ca**
Web site	**www.statcan.ca**

Ordering and subscription information

This product, Catalogue no. 75F0002MIE2004009, is available on Internet free. Users can obtain single issues at: http://www.statcan.ca/cgi-bin/downpub/research.cgi.

Standards of service to the public

Statistics Canada is committed to serving its clients in a prompt, reliable and courteous manner and in the official language of their choice. To this end, the Agency has developed standards of service which its employees observe in serving its clients. To obtain a copy of these service standards, please contact Statistics Canada toll free at 1 800 263-1136.

Statistics Canada
Income Statistics Division

Income research paper series

Low-paid employment and moving up: A closer look at full-time, full-year workers

1996-2001

Published by authority of the Minister responsible for Statistics Canada

© Minister of Industry, 2004

All rights reserved. No part of this publication may be reproduced, stored in a retrieval system or transmitted in any form or by any means, electronic, mechanical, photocopying, recording or otherwise without prior written permission from Licence Services, Marketing Division, Statistics Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

August 2004

Catalogue no. 75F0002MIE2004009

ISSN: 1707-2840

ISBN: 0-662-37994-2

Frequency: Irregular

Ottawa

La version française de cette publication est disponible sur demande (n° 75F0002MIF au catalogue).

Note of appreciation

Canada owes the success of its statistical system to a long-standing partnership between Statistics Canada, the citizens of Canada, its businesses, governments and other institutions. Accurate and timely statistical information could not be produced without their continued cooperation and goodwill.

Acknowledgements

The author wishes to thank Claude Dionne, Marie Drolet, Gaetan Garneau, Phil Giles, Yves Lafortune, Jane Lin, Sylvie Michaud, Boris Palumeta, and Willa Rea (Statistics Canada); and Patrice de Broucker and Ron Saunders (Canadian Policy Research Networks) for their feedback on the methodology or for providing comments on earlier versions of the paper.

Table of contents

Highlights 6

1. Introduction 8

2. Data Source and Sample 10

3. Methodology 11

3.1 Definitions 11

3.2 Logistic regression models 14

4. Results 15

5. Summary and conclusion 19

References 21

Table 1 Probability of low hourly wages in 1996 22

Table 2 Probability of upward mobility between 1996 and 2001 23

Highlights

Men who worked full time in low paying jobs for all of 1996 were almost three times more likely than women with similar employment to move into higher paying jobs by 2001. Men had a 73% chance of moving up to a higher paying job compared to 28% for women. While women were only slightly more likely than men to be employed in low paying jobs in 1996, by 2001 they were considerably more likely to be still earning low wages.

This study, which uses data from the Survey of Labour and Income Dynamics, profiles Canadian workers who experienced low pay.

This analysis covers full-time employees who worked the entire year in order to define a homogeneous study population. It updates a previous study that also included part-time workers and workers who were employed for only part of the year. In the previous study, the difference between men and women in the likelihood of moving out of low paid work was not as pronounced.

Individuals with hourly wages of less than $10.95 at the end of 1996 were flagged as low-paid workers. A low paid worker in 1996 was said to have moved up if hourly wages by 2001 were at least $13.26. This level is approximately 10% greater than the threshold for Statistics Canada's 2001 low-income cut-off for a family of two living in an urban area of at least half a million people.

Not surprisingly, employees under 25 (both men and women) were more likely to move up than those between 25 and 44. These younger workers are finishing their education and starting their careers. Having pre-school children in 1996 was also a predictor of moving into higher paid work for employees of any age.

As would be expected, those with more education had a lower probability of experiencing low pay. But if they did, they had a higher probability of moving up. University degree holders had an 81% chance of moving up compared to a 46% chance of moving up for those with high school or less. Having a university degree removed any difference between the sexes in the probability of experiencing low pay. Data limitations did not permit a separate analysis of moving up for men and women.

Those working in occupations related to services were less likely than those with clerical jobs to move out of their low paying jobs. Services occupations include food and beverage services, protective services, childcare and home support workers, and those in travel, accommodation or recreation.

Industrial sectors offering the best chance for moving up included the goods producing sector; business, professional and scientific services; and the public service. Medium-to-large, unionized firms were best.

Given these job characteristics would it benefit workers to switch jobs? The study showed that simply changing jobs, even moving from a non-unionized workplace to a unionized one,

did not increase the likelihood of "upward mobility". However, there is evidence that moving to a larger firm increased the likelihood of moving out of low pay.

This study updates two previous Statistics Canada studies titled "Moving out of low-paid work, 1996 to 2001" released in the *Daily* on March 26, 2004 and "The upward mobility of low-paid Canadians, 1993 to 1995" released in the *Daily* on June 17, 1998.

1. Introduction

According to "The Changing Profile of Canada's Labour Force" based on data from the 2001 Census of Population, one of the three key factors shaping the nation's workforce between 1991 and 2001 has been the "demand for skills in the face of advancing technologies". Of the 15.6 million people in the labour force in 2001, more than 2.5 million were in highly skilled occupations that normally required university education. This was a 33% increase from 1991; triple the rate of growth for the labour force as a whole. (Statistics Canada. 2003b).

Another important characteristic of the labour force between 1991 and 2001 was the continuing increase in the participation of women. The number of women in the labour force grew at twice the pace of men between 1991 and 2001, increasing 13.8% to 7.3 million. (The number of men increased by 6.0% to 8.3 million.) Women accounted for fully two-thirds, or 884,400, of the overall 1.3 million gain in the labour force during the 1990s. As a result, their share of the labour force increased to 46.7% from 45.0% in 1991. (Statistics Canada. 2003b).

Women are continuing to make advances in the work force in terms of factors that have the potential to increase their earnings and status relative to men. For example, they have increasingly been entering traditionally male-dominated fields and are continuing to increase their education level, skill level, and job experience relative to men (Drolet, 1999).

Despite these advances, a gender earnings gap remains that research has not been able to explain. The fact that women continue to make about 84% to 89% of what men make even after controlling for many important variables, remains an important topic of investigation (Drolet, 1999).

What does all this mean for low wage workers? Have changes in the work force made some workers, especially women, more vulnerable to being trapped in low paid work?

Previous research investigating low paid work and upward mobility found that some sex differences in pay may be partly explained by individual characteristics such as age and education or by job characteristics such as industry and occupation (Drolet & Morissette, 1998; Janz, 2004). These studies used data from the Survey of Labour and Income Dynamics (SLID) to investigate the low weekly wages of workers - both part-time and full-time. This article also uses SLID data from 1996 and 2001. However, it is different from previous studies in that it focuses on full-time, full-years workers and uses hourly wage rates.

Why focus only on full-time, full-years workers? One limitation of including both full-time and part-time workers is that people may be working part-time for different reasons. Presumably, policy implications would differ for those who choose to work part-time versus those who feel obliged to accept part-time work.

Another limitation related to the inclusion of part-time workers is the link between sex differences and part-time work. In the Janz (2004) study, most part-time workers were women (87%). Other research has found that married women are more likely to work part-time as compared with married men, which may be partly explained by the difficulty of balancing

family and career (Drolet, 2001). This study is not intended to provide a global view of all low wage earners because of the focus on full-time, full-years workers.

Why use hourly wages? A second methodological issue in the Drolet and Morissette (1998) and Janz (2004) studies was that the measure of low pay involved low weekly wages. If researchers are to explore sex differences in pay, hourly wage rates tend to be a much better measure because of the problematic assumption that weekly wages reflect similar hours worked by both men and women (Drolet, 1999).

The current study examines sex differences among full-year, full-time employees who had low hourly wages in their main job in 1996, and determines whether these same individuals remained in low paying jobs in 2001.

2. Data Source and Sample

The Survey of Labour and Income Dynamics (SLID) was used to investigate the research questions posed in this article. This longitudinal household survey provides the opportunity to explore wages including information on the transitions and durations of low-paid work over time. A major advantage of using a longitudinal survey such as SLID (as compared with a cross-sectional survey), is that we can gain a better understanding of the dynamics of low-paid work (i.e., we can identify those who do and do not move up).

The first panel in SLID was introduced in January 1993, and respondents were followed for six years. Data collection for a second six-year panel of respondents began in 1996 and these respondents were followed until 2001 (Statistics Canada, 2003a). Only the data from this second panel were used in this study.

The target population for SLID is all Canadians except those in the Yukon, Nunavut or Northwest Territories, residents of institutions (unless under six months), persons living on Indian Reserves, and full-time members of the Canadian Armed Forces living in barracks. Each panel has a sample of approximately 15,000 households (approximately 31,000 adults age 16 and over).

Definition of target population in the current study
Two groups were examined in this article. In both groups, only the person's *main* job (the job with the most hours in the year) was considered.

Group 1 (Workers)
First, a profile of full-time, full-years workers was documented. The sample was restricted to include:

- longitudinal respondents (Panel 2), who replied to the survey in both 1996 and 2001,
- those who reported their major activity to be working full-year, full-time (worked every week of the year and more than 130 hours per month) at a job or business in both 1996 and 2001 (i.e., this excludes retired people and those who were going to school full-time and/or whose main activity was flagged as being a student); and
- respondents aged 16-50 years old in 1996 (21-55 years old in 2001).

Paid workers who did not report wages and hours (in their main job) in both 1996 and 2001; and those who were on leave the entire year were excluded from the sample. Also excluded were those who were employed in agriculture, fishing or trapping industries, or who were self-employed in 1996 or 2001.

Group 2 (Low Paid Workers)
Second, to examine the upward mobility of low-paid workers an additional selection criterion was added to those listed above. That is, respondents had to be defined as having low hourly wages (see *Definitions*) in 1996 to be included in this sample.

3. Methodology

3.1 Definitions

Full-year, full-time (FYFT): Full-year and part-year are determined according to the annual labour force status. A person had to be employed in every week of the year to be considered full-year. Full-time and part-time are determined according to the monthly hours worked at all jobs. A person had to be working more than 130 hours per month to be considered full-time

To identify FYFT workers, the variable "scsum28" was used and it refers to the *annual* labour force status of the worker, combining all jobs worked. Next the worker's main job (job with the most hours) was selected. This is the general approach used by researchers to identify FYFT workers. Note that a worker's annual labour status could be FYFT, while his/her main job could be part-time. Also workers who worked full-time but did not work the full year are excluded.

Wage: is the hourly wage for a paid worker's job at the end of the reference year or end of the job if it ended during the reference year. The amount includes tips, bonuses and commissions.

Low-paid work or low hourly wages: This is based on the before-tax Low Income Cutoff (LICO) for a family of two people living in an urban area of at least half a million people. The rationale for using this LICO, according to Morissette and Bérubé (1996), was that in 1995, they found that 20% of male workers aged 25-54 earned less than $21,073 per year. This amount approximated the 1993 before-tax LICO for a family of two people living in an urban area of at least half a million people, which was $20,603. Thus, this particular LICO threshold (i.e., for a family of two living in an urban area) was selected because it reflects approximately the same dollar amount as what "low paid" (bottom 20%) men were actually earning.

Of note is the fact that *Income in Canada* (Catalogue no. 75-202) recommends using *after*-tax LICOs in publications because they account for income taxes and transfers - two methods of income redistribution. However, the rationale for using a *before*-tax cutoff in this study is that we are examining paid income and the before-tax cutoff is a better reflection of what workers are being paid.

To compute the "low paid work" threshold, the appropriate LICO (for 1996 it was $21,414) was divided by 52.14 (weeks/year) = $410.70 dollars/week. The computation for low hourly wages was $410.70 / 37.5 hours per week = $10.95/ hour. Individuals with hourly wages less than $10.95 were flagged as low-paid workers.

A rationale could be provided for using either 37.5 or 40 hours per week. For example, when exploring the average hours per week worked in December (the variable of interest in this study), there were peaks in the distribution at both 37.5 and 40 hours. Second, when examining sex differences in the average hours worked per week, women's average was closer to 37.5, while men's was closer to 40. Third, when examining the average hours per week in the various industries, three were closer to 37.5 hours per week (business/ professional/ science, public services and distributive services), while three were closer to 40 hours per week

(consumer services, manufacturing and goods producing). Because this study focuses on low paid workers it may be better to use 37.5 hours per week, which slightly overestimates how much money people are making. This means that only those who are "really" low paid will be included in the low paid sample and those who are borderline will not be considered low paid.

Moving Up: An individual was identified as moving up if wages were at least 10% above the appropriate LICO threshold for 2001 ($23,551) based on method described in "low paid work or low hourly wages" above; otherwise the person was coded as not having moved up. The reason for exploring the probability of moving up over a 5-year time span (a full panel of respondents), was to allow workers to have the maximum probability of moving up.

To compute the hourly threshold, the appropriate 2001 LICO threshold of $23,551 was divided by 52.14 weeks/year and 37.5 hours per week. The result is $12.05/ hour. Therefore, in this study, individuals had to be making more than $12.05 x 1.10 = $13.26 per hour in 2001 to be flagged as having moved up. The 10% "buffer zone" was used to avoid including those who only made marginal transitions out of low-paid work. It is important to note that the LICOs are CPI updated and were based on the same 1992 base year, which "standardizes" the thresholds, allowing them to be compared over time. Thus, the moving-up threshold adjusts for inflation.

Industries: The industry codes in SLID describe the employer and are based on the North American Industrial Classification System (NAICS 1997). Within each industry category, jobs with various pay levels are represented. This variable was grouped into 6 categories for the purposes of this study:

Goods producing - forestry, mining, oil and gas, and construction

Distributive services - utilities, trade, transportation and warehousing, information, culture and recreation, and public administration

Business, Professional & Science services - finance, insurance, real estate and leasing, professional (e.g., lawyers, accountants), scientific and technical services (e.g., computer systems design)

Consumer services - management, administrative and other support; accommodation and food services; and other services

Public services - educational services, health care and social assistance, public administration

Manufacturing - manufacturing industries (e.g., food, clothing and other manufactured products)

Occupations: The occupation grouping is based on the respondent's job at the end of the reference year. The major groups were defined in the Standard Occupational Classification System (SOC 1981). Within each occupation category, jobs with various pay levels are represented. Five occupations were used for the purposes of this study:

Professionals, managers, scientists - management and other professions; natural sciences, engineering and mathematics; social sciences; teaching and related occupations; medicine and health; and art, culture, recreation and sport

Clerical - Clerical and related occupations (e.g., clerks, stenographers, bookkeeping, data processing and material recording, reception, information, mail and supervisors)

Sales - Sales specialists (e.g., wholesale, retail, technical, insurance, real estate), retail salespersons, cashiers, supervisors

Services - Food and beverage service (e.g., chefs, cooks), protective services, childcare workers, home support workers, occupations in travel and accommodation or recreation and sport

Manual labour - factory workers; supervisors; food, beverage and textile processors; skilled crafts and trades; mining and quarrying; product fabricating; assembling and repairing occupations; construction trades occupations; transport equipment operating; material handling and related occupations

Transition Variables:

Employer Change - worker had a different main job in 2001 than in 1996.

Union Status Change - identifies workers who were not covered by a collective agreement, nor were they employed in a unionized organization in 1996, but by 2001 they were either covered by a collective agreement or they moved to a unionized organization.

Firm Size Change - identifies workers who were in a small firm (less than 20 people) in 1996, but by 2001 either they moved to a large firm (500 or more people), or their organization grew to have 500 or more workers.

3.2 Logistic regression models

Logistic regression estimates the probability that a particular outcome will occur as a function of several explanatory variables.

In the first regression model the outcome concerns whether the individual experienced low hourly wages in 1996. In the second set of regression models the outcome concerned whether those who were low paid in 1996 moved out of low paid work by 2001.

Although the outcome is a function of several predictor variables, we can compare the probability of a particular outcome between individuals who are identical in every way except one. For example, a comparison of the probability of who is more likely to be low paid can be made between men and women of the same age, education level, presence of preschool children, region of residence, occupation, industry, firm size and union status. In this way the relationship between each explanatory variable and the outcome can be explored while holding all the other variables constant. A Wald chi-square statistic is computed for each explanatory variable to determine whether a change in the variable is associated with a significant increase or decrease in the probability of the outcome.

Three separate low pay regression models were computed; one for both sexes, one for males and one for females (see Table 1). All included controls for:

(i) **worker characteristics** measured in 1996, including: age, education, interaction variable for family composition and sex, presence of preschool children, and region

(ii) **job characteristics** measured in 1996, including: occupation, industry, firm size and union status. The variable "years of work experience" was not included as a control variable in these models because age and years of work experience were significantly correlated $r = .60$, $p < .0001$ (using normalized weights) especially for men.

Considering the workers who moved out of jobs with low hourly wages between 1996 and 2001, it was statistically not feasible to compute multivariate logistic regression models separately for men and women because of the small sample size. Therefore, the next regression model regarding upward mobility (see Table 2) included controls for the above variables as well as:

(iii) **transition variables** including: employer change, union-status change (from non-unionized in 1996 to unionized by 2001), and firm-size change, from small (<20 workers) in 1996 to large (500+ workers) by 2001.

Bootstrap weights were used to take into account the complex design of the survey and the probabilities computed in Tables 1 and 2 were calculated conditional on the mean values of the explanatory variables.

4. Results

In 1996, Canadian workers had a 14% probability of being low paid and approximately half were likely to move out of low pay 5 years later

Canadians who worked full-time, full-year had a 14% probability of being employed with low hourly wages, less than $10.95 per hour, in December 1996. (Table 1) Those in these low paying jobs had a 53% chance of moving up by 2001. To move up, a worker had to be making more than $13.26 per hour. (Table 2)

As compared with past research (Janz, 2004), workers in the current study which excludes part-time workers were approximately half as likely to experience low pay (14% versus 26%). However, the likelihood of moving up was similar in both studies (53% in current study and 47% in previous study).

Women were more likely to be low paid and less likely to move up relative to low paid men

In both the Janz (2004) study and the current study, women were significantly more likely to be low paid and less likely to experience upward mobility. However, excluding part-time workers seemed to decrease the differences between men and women in terms of low pay. That is, in past research (Janz, 2004), men experienced a 19% probability of low pay while women experienced a 34% probability (a 15 percentage point difference). In the current study, however, men experienced a 12% probability of low pay while women experienced a 19% probability (a 7 percentage point difference). A closer look at the patterns in the findings will illuminate these sex differences.

Despite this decrease in sex differences, men were still more than twice as likely to move up relative to females (73% versus 28% in the current study, and 72% versus 32% in the previous study). These sex differences remained even though a number of important variables were held constant such as: age, education, occupation, and industry. Note that the small sample size made it impossible to run separate moving up models for men and women. (See 3.2 Logistic regression models.)

The youngest workers were most likely to experience upward mobility

The youngest workers aged 16 to 24 had the highest probability of low pay. (Table 1) This is most likely due to their relatively lower levels of work experience and job tenure. The probability of all young workers being low paid was approximately 50%. For slightly older workers aged 25 to 34, the probability of being low paid was only around 15% - and older workers continued at this level.

In terms of upward mobility, the youngest age group (16 to 24) experienced a higher probability of upward mobility (just under 70%) than those aged 25 to 44. (Table 2). It is not surprising that the youngest workers should experience a high probability of moving up – after all, at this age they are finishing their education and beginning their careers.

Education counts

As would be expected, those with more education had a lower probability of experiencing low pay. But if they did, they had a higher probability of moving up. Those with a university degree had a 8% probability of experiencing low pay compared to a 21% probability for those with high school or less. University degree holders had an 81% chance of moving up compared to a 46% chance of moving up for those with high school or less. Having a university degree removed any differences between the sexes in the probability of experiencing low pay. Data limitations did not permit a separate analysis of moving up for men and women.

Men without young children were more likely to be low paid than men with young children

In general, full-time, full-years workers with preschool children (0 to 5 years old) were significantly less likely to experience low pay (11%) and more likely to experience upward mobility (69%) than those without children. Although one might think that this finding could be partly explained by age because most workers with young children were between ages 25 and 44, it is important to note that the effect remains even though age was controlled for in the model.

Interestingly, the presence of young children had a differential impact on the probability that men and women received low pay. The probability of being low paid was higher for men without preschool children (15%) than it was for men with preschool children (9%). Although the pattern looks similar for women, the presence of young children did not have a significant impact on whether or not they were low paid.

What might explain this difference between the sexes? Perhaps the findings reflect the different primary concerns of men and women with young children. Research has shown that in dual-earner families, on average, men tend to spend more time on paid work while women tend to spend approximately twice as much time on child care (Lynn and Todoroff, 1995). Future research would benefit from investigating whether these different priorities in paid and unpaid labour are related to the differences we see in the low paid status of men and women.

Women were more likely to be low paid in services and manual labour occupations

Women were roughly twice as likely as men to receive low hourly wages when they worked in the occupation categories: "services" and "manual labour" (Chart 1). (Differences between men and women for the other three occupation categories were not significant.) Furthermore, a woman's probability of receiving low pay in manual labour and services occupations was much higher than for any of the other occupation categories (Table 1).

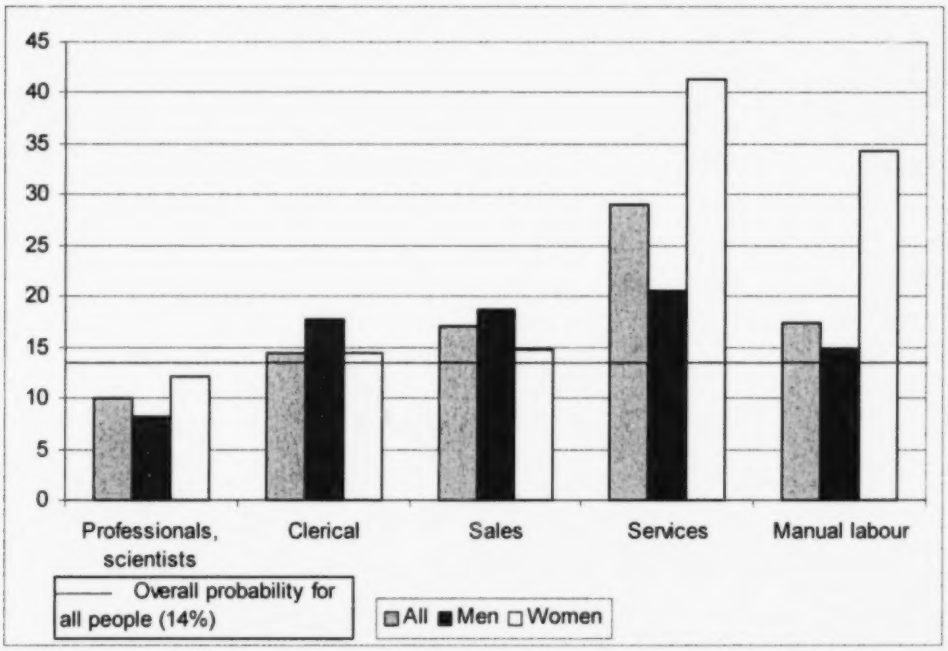
There is another interesting sex difference regarding manual labour and clerical occupations and patterns in low paid work. That is, men in manual labour occupations were not significantly

more likely to receive low hourly wages than men in clerical occupations, whereas women were. Thus, from the point of view of hourly wages, it appears much better for women to work in clerical rather than manual labour occupations, whereas it does not make much of a difference for men.

Overall, the best occupations in which to work to avoid low pay were professional, manager or science occupations. When men and women were considered separately, this held true for men. But for women, the probability of being low paid in this occupational group was not significantly different from the probability in clerical occupations. Clerical occupations can include supervisory roles.

The probability of moving up was about 70% for men and women in professional/manager/scientist or clerical occupations, but only about 20% in service occupations.

Chart 1 Women more likely to experience low pay in manual labour and services occupations



The goods producing industrial sector was the best place for men to avoid low pay, while for women it was the business/professional/science services sector

Workers in general were more likely to experience low hourly wages in manufacturing, distributive services and consumer services industries. Note that all industrial categories include both high and low paid jobs. For men, the goods producing sector stood apart from all the other industrial sectors as the place to avoid low pay - they experienced only a 5% probability of low

pay, about 3 times lower than the average of the probabilities of low pay in other industrial sectors. The pattern was very different for women where, with a 9% probability, the business/professional/science industries stood out as the sector to work in to avoid low pay (Table 1).

Overall, workers in the goods producing, business/professional/science services and public services sectors had the lowest probabilities of receiving low wages. Workers in these three sectors also had the highest probabilities of moving up.

Is it better to keep the same job or change jobs?

The workplaces of those who were low paid and less likely to experience upward mobility tended to be small and non-unionized. Full-time, full-year workers in large organizations were more than twice as likely to experience upward mobility (79%) as those in small companies with less than 20 employees (34%).

Given these job characteristics and the patterns in low pay, would it benefit workers to change jobs? Although changing employers, in general, did not significantly increase upward mobility, specific types of job change were important (Table 2). Changing employers or union status did not significantly contribute to upward mobility. However, moving from a small firm (fewer than 20 employees) in 1996 to a large firm (more than 500 employees) in 2001 was an important predictor of upward mobility.

These findings are very similar to the previous study that included part-time, part-year workers (Janz, 2004). The one difference is that when these part-time workers were included in the sample, low paid workers who moved from a non-unionized to a unionized job were also more likely to experience upward mobility. This type of change was not significant when only full-time, full-years workers were studied.

Since past research on low pay and upward mobility has been mixed in terms of whether or not it is beneficial to change employers and change union status (Drolet & Morissette 1998; Janz, 2004), future research should continue to investigate the topic. Since job change was defined very generally in this model, other definitions of job change were explored to investigate its impact on upward mobility.

A second upward mobility regression was run where those who remained with the same employer were divided into those whose (1) duties changed and (2) duties stayed the same. A third regression was run defining those who remained with the same employer as (1) those who increased their work hours by 5 or more hours per week from 1996 to 2001, and (2) "others", those whose work hours did not increase by at least 5 hours per week.

In all of these various approaches to defining job change, the results indicated that it did not significantly contribute to the worker's upward mobility. Since past research has found that job change significantly contributes to upward mobility (Drolet & Morissette 1998), this is an important topic for future investigation. The small sample size in these upward mobility regressions may partly explain the lack of significant findings for the job change variables.

Women were least likely to be low paid in Ontario, British Columbia or Quebec, while region made no difference for men

Like all workers in general, women were more likely to receive low hourly wages if they lived in the Atlantic Provinces rather than Quebec, Ontario or British Columbia. Conversely, for men, region was not significantly related to receiving low hourly wages.

Where workers lived in Canada also influenced their likelihood of moving out of low paid work. (Table 2) The probability of moving up for workers in Ontario and Alberta was 70%, which is significantly more than for workers in Atlantic Canada. Since regional economies, minimum wage legislation and provincial legislation vary considerably from province to province, it is understandable that there are variations in upward mobility among the provinces.

5. Summary and conclusion

The average Canadian who worked full-time had a 14% probability of being employed with low hourly wages in December 1996. Slightly more than half of these workers were likely to move out of their low paying jobs by 2001. In past research (Janz, 2004) and in the current study, women were significantly more likely to be low paid and much less likely to experience upward mobility. This may be partly because women are still much more likely to work part-time than men (Cooke-Reynolds and Zukewich, 2004), and deleting part-time workers reduced some of the variability amongst women. The sex differences that remained were the focus of the current study.

Low-paid women were more likely to be young (16 to 24), with high school education or less, and living in Atlantic Canada. Women experienced a higher likelihood of low pay in services and manual labour occupations relative to clerical occupations. Women who worked in distributive services, in small (less than 20 workers), non-unionized organizations were also more likely to be low paid.

By comparison, low paid men were more likely to be young (16 to 24), with high school education or less living in any region of Canada. Men with pre-school children were less likely to be low paid. Men were significantly less likely to experience low pay in professional/manager/science occupations and the goods producing industry. Low-paid men also tended to work in a non-unionized small firms.

Low paid workers who were most likely to experience upward mobility were younger (16 to 24) males with university degrees and preschool children. They also tended to work as professionals/managers/scientists or in clerical occupations. Such individuals were also more likely to work in the goods producing, business/professional/science, and public services industries in Ontario or Alberta.

Upwardly mobile employees more often worked in unionized companies or medium-sized or large organizations. They were also more likely to move out of low pay if their job changed

from being in a small (less than 20) to a large organization (500+). The patterns in the findings for upward mobility were generally the same as those found in past research (Janz, 2004) with the exception that being in a unionized job was a significant predictor of upward mobility only when part-time workers were included in the study.

Future research on sex differences in low pay and upward mobility would benefit from considering the addition of such variables as: work interruptions, family caregiving responsibilities, major field of study, and issues related to the division of paid and unpaid labour within a household. Potential issues regarding sample size could be addressed by combining different panels of SLID respondents.

References

Cooke-Reynolds, Melissa, and Nancy Zukewich. 2004. "The feminization of work." *Canadian Social Trends*. Statistics Canada Catalogue no. 11-008.

Drolet, M. 2002. *The "Who, What, When and Where" of Gender Pay Differentials*. The Evolving Workplace Series. Statistics Canada Catalogue no. 71-584-MIE, no. 4.

Drolet, M. 1999. *The Persistent Gap: New Evidence on the Canadian Gender Wage Gap*. Analytical Studies Branch Research Paper Series. Statistics Canada Catalogue no. 11F0019MIE, no.157.

Drolet, M. & Morissette, R. 1998. *The Upward Mobility of Low Paid Canadians: 1993-1995*. Income Research Paper Series. Statistics Canada Catalogue no. 75F0002MIE1998007.

Janz, Teresa A. 2004. *Low-paid Employment and 'Moving Up.'* Income Research Paper Series. Statistics Canada Catalogue no. 75F0002MIE2004003.

Licht, M. H. 1995. Multiple regression and correlation. In L. G. Grimm and P. R. Yarnold (Ed.). Reading and Understanding Multivariate Statistics (pp.19-64). Washington, DC: American Psychological Association.

Lynn, Marion and Milana Todoroff. 1995. Women's work and family lives. In Nancy Mandell (Ed.), Feminist Issues: Race, Class, and Sexuality (pp. 244-271). Scarborough, ON: Prentice Hall Canada Inc..

Morissette, R. and C. Bérubé (1996) "Longitudinal Aspects of Earnings Inequality in Canada," Research Paper No. 94, Analytical Studies Branch, Statistics Canada.

Sargent, T. C. 2000. "Structural unemployment and technological change in Canada, 1990–1999." *Canadian Public Policy*. 26: S1069–23.

Statistics Canada. 2003a. *Survey of Labour and Income Dynamics – A survey overview*. Statistics Canada Catalogue no. 75F0011XIE. http:// dissemination.statcan.ca/ english/ IPS/ Data/ 75F0011XIE.htm.

Statistics Canada. 2003b. *2001 Census: analysis series. The changing profile of Canada's labour force*. Statistics Canada Catalogue no. 96F0030XIE2001009.

Statistics Canada. 2001. *Income in Canada*. Statistics Canada Catalogue no. 75-202-XIE. http://dissemination.statcan.ca:8083/stcpubs/english/75-202-XIE/0000175-202-XIE.pdf.

Table 1 Probability of low hourly wages in 1996

Characteristics in 1996	Probability (%)		
	Both Sexes	Men	Women
Canadian average	14.2	13.0	15.2
Age			
16-24	51.2	49.6	55.7
25-34	14.7	11.3	20.0
35-44	12.2	12.4	11.3
45-50	14.9	14.0	15.7
Highest level of education			
High school or less	20.5	17.1	23.9
Some post secondary (no degree)	14.0	13.1	15.3
University degree	7.6	7.4	7.0
Sex			
Men	11.8	...	...
Women	18.5	...	...
Children			
Preschool children	10.9	9.1	12.4 n.s.
No preschool children	15.5	14.9	16.0
Region			
Atlantic	23.2	17.9	30.4
Quebec	14.8	13.7 n.s.	15.0
Ontario	12.2	11.8 n.s.	11.9
Manitoba & Saskatchewan	16.9 n.s.	14.7 n.s.	20.5 n.s.
Alberta	16.1 n.s.	13.1 n.s.	19.7 n.s.
British Columbia	12.1	11.8 n.s.	13.0
Occupation			
Professionals, managers, scientists	10.1	8.2	12.2 n.s.
Clerical	14.4	17.8	14.4
Sales	17.1 n.s.	18.7 n.s.	14.8 n.s.
Services	29.0	20.6 n.s.	41.4
Manual labour	17.4 n.s.	14.7 n.s.	34.4
Industry			
Goods producing	6.5	4.9	19.0 n.s.
Distributive services	19.6 n.s.	16.2 n.s.	24.7
Business, professional, science services	8.7	10.0 n.s.	9.1
Consumer services	15.8	13.8	15.9
Public services	10.7	10.1 n.s.	12.7 n.s.
Manufacturing	19.8 n.s.	16.6 n.s.	20.3 n.s.
Firm size			
Less than 20 workers	19.7	17.2	23.5
20-99	15.5	16.6 n.s.	12.7
100-499	11.2	9.8	12.8
500+	11.5	9.8	13.6
Union Status			
Unionized	10.6	9.7	11.0
Non-unionized	18.3	16.8	19.8
Weighted Sample ('000,000)	2.6	1.6	1
Unweighted Sample	3,010	1,748	1,262

Notes

1. Shading indicates the reference group for the logistic regression.
2. "n.s." = not significantly different from reference person.
3. An interaction variable between family type and sex was calculated in an earlier model but was not significant and was therefore not included in the final model.

Table 2 Probability of upward mobility between 1996 and 2001

Characteristics in 1996	Probability (%)
Canadian average	53.2
Age	
16-24	68.6
25-34	47.7
35-44	47.1
45-50	62.6 ns
Highest level of education	
High school or less	45.6
Some post secondary education	55.9 ns
University degree	80.5
Sex	
Men	73.4
Women	27.5
Children	
Preschool children	68.6
No preschool children	49.4
Region	
Atlantic	45.2
Quebec	34.9 ns
Ontario	68.6
Manitoba & Saskatchewan	47.0 ns
Alberta	70.3
British Columbia	50.5 ns
Occupation	
Professionals, managers, scientists	77.3 ns
Clerical	71.4
Sales	42.2
Services	20.4
Manual labour	37.8
Industry	
Goods producing	84.0
Distributive services	49.6 ns
Business, professional, science services	71.4
Consumer services	36.4
Public services	67.8
Manufacturing	49.5 ns
Firm size	
Less than 20 workers	34.0
20-99	53.6
100-499	66.4
500+	79.0
Union Status	
Unionized	68.3
Non-unionized	45.7

Continued on next page...

Table 2 continued ...

Transition Variables (changed between 1996 and 2001)	
	Probability (%)
Employer Change	
Yes - Person had a different main job in 2001	21.6
No - Person had the same main job in 1996 and 2001.	53.6 n.s
Union Status Change	
Non-unionized in 1996 and unionized in 2001	70.4
Other	52.2 n.s
Firm Size Change	
Worked in a small firm (<20) in 1996 and a large firm (500+) in 2001	77.5
Other	50.5
Weighted Sample	500,000
Unweighted Sample	596

Notes

1. Shading indicates the reference group for the logistic regression.
2. "n.s." = not significantly different from reference person.

N° 75F0002MIF au catalogue — N° 009
ISSN: 1707-2867
ISBN: 0-662-77712-3

Document de recherche

Série de documents de recherche - Revenu

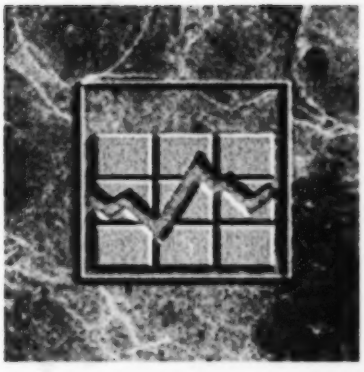
Les emplois peu rémunérés et l'ascension professionnelle : un examen approfondi des travailleurs à temps plein, toute l'année

1996-2001

par Teresa Janz

Division de la statistique du revenu
Immeuble Jean-Talon, Ottawa, K1A 0T6

Téléphone: 1 613 951-7355



Toutes les opinions émises par l'auteur de ce document ne reflètent pas nécessairement celles de Statistique Canada.

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Veuillez communiquer avec les Services à la clientèle, Division de la statistique du revenu, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6 ((613) 951-7355; (888) 297-7355: revenu@statcan.ca).

Pour obtenir des renseignements sur l'ensemble des données de Statistique Canada qui sont disponibles, veuillez composer l'un des numéros sans frais suivants. Vous pouvez également communiquer avec nous par courriel ou visiter notre site Web.

Service national de renseignements	**1 800 263-1136**
Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants	**1 800 363-7629**
Renseignements concernant le Programme des bibliothèques de dépôt	**1 800 700-1033**
Télécopieur pour le Progamme des bibliothèques de dépôt	**1 800 889-9734**
Renseignements par courriel	**infostats@statcan.ca**
Site Web	**www.statcan.ca**

Renseignements sur les commandes et les abonnements

Le produit nº 75F0002MIF2004009 au catalogue est gratuit sur Internet. Les utilisateurs sont priés de se rendre à http://www.statcan.ca/cgi-bin/downpub/research_f.cgi.

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois, et ce, dans la langue officielle de leur choix. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui doivent être observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1 800 263-1136.

Statistique Canada
Division de la statistique du revenu

Série de documents de recherche - Revenu

Les emplois peu rémunérés et l'ascension professionnelle : un examen approfondi des travailleurs à temps plein, toute l'année

1996-2001

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2004

Tous droits réservés. Il est interdit de reproduire ou de transmettre le contenu de la présente publication, sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, enregistrement sur support magnétique, reproduction électronique, mécanique, photographique, ou autre, ou de l'emmagasiner dans un système de recouvrement, sans l'autorisation écrite préalable des Services de concession des droits de licence, Division du marketing, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

Août 2004

N° 75F0002MIF2004009 au catalogue

ISSN: 1707-2867

ISBN: 0-662-77712-3

Périodicité : Irrégulier

Ottawa

This publication is available in English upon request (Catalogue no. 75F0002MIE)

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

Remerciements

L'auteure tient à remercier Claude Dionne, Marie Drolet, Gaétan Garneau, Phil Giles, Yves Lafortune, Jane Lin, Sylvie Michaud, Boris Palameta et Willa Rea (Statistique Canada) ainsi que Patrice de Broucker et Ron Saunders (Réseaux canadiens de recherche en politiques publiques) pour leurs observations concernant la méthodologie ou les versions antérieures du document.

Table des matières

Faits saillants 6

1. Introduction 8

2. Source de données et échantillon 10

3. Méthodologie 11

3.1 Définitions 11

3.2 Modèles de régression logistique 14

4. Résultats 16

5. Résumé et conclusion 21

Documents consultés 23

Tableau 1 Probabilité de faibles salaires horaires en 1996 24

Tableau 2 Probabilité de l'ascension professionnelle entre 1996 et 2001 25

Faits saillants

Les hommes qui ont occupé à temps plein un emploi peu rémunéré pendant toute l'année 1996 étaient proportionnellement presque trois fois plus susceptibles que les femmes dans la même situation à avoir accédé à un emploi mieux rémunéré en 2001. Les chances d'accéder à un emploi mieux rémunéré étaient de 73 % pour les hommes et de 28 % pour les femmes. Bien que n'ayant qu'un peu plus de chances que les hommes d'avoir un emploi peu rémunéré en 1996, les femmes étaient considérablement plus nombreuses, toutes proportions gardées, à gagner peu en 2001. Cette étude, qui s'appuie sur les données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, dresse le portrait des travailleurs canadiens peu rémunérés.

L'analyse, qui saisit les travailleurs à plein temps ayant travaillé toute l'année, définit une population d'étude homogène. Elle fait le point sur une étude antérieure qui englobait également les travailleurs à temps partiel et les travailleurs n'ayant travaillé qu'une partie de l'année. Dans l'étude antérieure, la différence entre les sexes quant à la probabilité d'échapper au travail peu rémunéré n'était pas aussi marquée.

Les personnes ayant un salaire horaire de moins de 10,95 $ à la fin de 1996 ont été comptées comme travailleurs peu rémunérés. On a considéré que le travailleur peu rémunéré en 1996 avait avancé si son salaire horaire en 2001 était d'au moins 13,26 $. Ce niveau est d'environ 10 % plus élevé que le seuil de faible revenu de Statistique Canada en 2001 pour une famille de deux personnes vivant dans une région urbaine d'au moins un demi-million d'habitants.

Chose qui n'a pas de quoi surprendre, les travailleurs de moins de 25 ans (hommes et femmes) avaient proportionnellement plus de chance d'avancer que ceux de 25 à 44 ans. Ces jeunes travailleurs finissent leurs études et débutent leur carrière. Le fait d'avoir des enfants d'âge préscolaire en 1996 était également un prédicteur de l'ascension vers un travail mieux rémunéré pour les travailleurs de tout âge.

Comme on aurait pu s'y attendre, les plus instruits risquaient moins d'être peu rémunérés. Mais, s'ils l'étaient, ils avaient de meilleures chances d'avancer. Pour les titulaires d'un diplôme universitaire, la probabilité de connaître une ascension professionnelle était de 81 %, comparativement à 46 % pour les personnes ayant un diplôme d'études secondaires ou un niveau inférieur d'études. Le fait de détenir un diplôme universitaire supprimait toutes les différences entre les sexes quant à la probabilité d'être peu rémunéré. Les limites des données n'ont pas permis une analyse distincte de la mobilité ascendante des hommes et des femmes.

Les travailleurs dans les professions reliées aux services avaient moins de probabilité que le personnel de bureau d'échapper à leur emploi peu rémunéré. Les services comprennent les services de préparation d'aliments et de boissons, les services de protection, les services à l'enfance et de soutien à domicile, et les services dans les secteurs du voyage et de l'hébergement ou des loisirs.

Les secteurs d'activité offrant la meilleure chance d'ascension professionnelle comprenaient la production de biens, les services aux entreprises, professionnels et scientifiques, et les services publics. Les moyennes et grandes entreprises syndiquées étaient les meilleures.

Compte tenu de ces caractéristiques de l'emploi, les travailleurs auraient-ils avantage à changer d'emploi? L'étude a révélé qu'un simple changement d'emploi, même le passage d'un lieu de travail non syndiqué à un lieu de travail syndiqué, n'augmentait pas la probabilité d'ascension

travail non syndiqué à un lieu de travail syndiqué, n'augmentait pas la probabilité d'ascension professionnelle. Cependant, on observe que, le passage à une plus grande entreprise augmentait la probabilité de sortir de l'emploi peu rémunéré.

Cette étude fait le point sur deux études antérieures de Statistique Canada intitulées « Quitter le bas de l'échelle salariale, 1996 à 2001 » publiée dans *Le Quotidien* du 26 mars 2004 et « La mobilité ascendante des bas salariés au Canada, 1993-1995 » publiée dans *Le Quotidien* du 17 juin 1998.

1. Introduction

Selon « Le profil changeant de la population active du Canada », qui est fondé sur des données du Recensement de 2001, l'un des trois principaux facteurs qui ont façonné la main-d'œuvre au Canada entre 1991 et 2001 a été la « demande accrue de main-d'œuvre qualifiée en réponse à l'émergence des technologies de pointe ». Parmi les 15,6 millions de personnes faisant partie de la population active, plus de 2,5 millions exerçaient des professions hautement qualifiées qui requièrent habituellement des études universitaires. Il s'agit d'une croissance de 33 % par rapport à 1991, ce qui est trois fois plus rapide que la croissance totale de la population active. (Statistique Canada, 2003b)

La hausse continue de la représentation des femmes figurait aussi parmi les autres caractéristiques importantes de la population active entre 1991 et 2001. Le nombre de femmes au sein de la population active a crû deux fois plus rapidement que celui des hommes entre 1996 et 2001, augmentant de 13,8 % pour atteindre 7,3 millions. (Le nombre d'hommes a crû de 6,0 %, totalisant 8,3 millions.) En 2001, on comptait 884 400 femmes de plus qu'en 1991 dans la population active. Les femmes représentaient ainsi les deux tiers de la croissance totale de 1,3 million de la population active. Leur part de la population active s'est donc accrue de 45,0 % à 46,7 % entre 1991 et 2001. (Statistique Canada, 2003b)

Les femmes continuent de faire des progrès sur le marché du travail en regard de facteurs susceptibles d'améliorer leurs salaires et leur statut par rapport aux hommes. Par exemple, elles sont de plus en plus présentes dans des domaines traditionnellement dominés par les hommes et continuent d'accroître leur niveau d'instruction, leur niveau de compétence et leur expérience de travail par rapport aux hommes (Drolet, 1999).

Malgré ces progrès, on observe encore un écart salarial que diverses études n'ont pas réussi à expliquer. Le fait que les femmes continuent de gagner environ 84 % à 89 % de la rémunération des hommes, même après neutralisation de plusieurs variables clés, demeure un important sujet d'étude (Drolet, 1999).

Qu'est-ce que cela signifie pour les travailleurs peu rémunérés? Les changements qui ont touché la population active ont-ils fait en sorte que certains travailleurs, et plus particulièrement les femmes, sont plus susceptibles d'être prisonniers d'emplois peu rémunérés?

Des études antérieures portant sur la faible rémunération et la mobilité ascendante ont révélé que les écarts entre les sexes étaient en partie attribuables à des caractéristiques individuelles comme l'âge et le niveau d'instruction ou à des caractéristiques de l'emploi comme le secteur d'activité et la profession (Drolet et Morissette, 1998; Janz, 2004). Ces études utilisaient les données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) pour analyser les faibles salaires hebdomadaires des travailleurs à temps partiel et à temps plein. Le présent article repose aussi sur les données de l'EDTR de 1996 et 2001. Mais, contrairement aux études antérieures, il porte uniquement sur les travailleurs à temps plein toute l'année et tient compte des salaires horaires.

Pourquoi mettre l'accent uniquement sur les travailleurs à temps plein, toute l'année? Le fait d'étudier à la fois les travailleurs à temps plein et à temps partiel présente un inconvénient, car les gens peuvent travailler à temps partiel pour différentes raisons. On peut présumer que les politiques ont des conséquences différentes pour les personnes qui travaillent à temps partiel par choix et pour celles qui sont forcées d'accepter un travail à temps partiel.

L'inclusion des travailleurs à temps partiel présente un autre inconvénient, soit le lien entre les écarts hommes-femmes et le travail à temps partiel. Dans l'étude de Janz (2004), les travailleurs à temps partiel étaient surtout des femmes (87 %). D'autres études ont révélé que les femmes mariées étaient proportionnellement plus nombreuses à travailler à temps partiel que leurs homologues masculins, ce qui s'explique en partie par la difficulté que présente la conciliation des obligations familiales et du travail (Drolet, 2001). La présente étude ne prétend pas brosser un tableau de l'ensemble des travailleurs peu rémunérés, puisqu'elle porte uniquement sur les travailleurs à temps plein, toute l'année.

Pourquoi utiliser la rémunération horaire? Un autre problème méthodologique relevé dans les études de Drolet et Morissette (1998) et de Janz (2004) tient au fait que la mesure de la faible rémunération portait sur les faibles salaires *hebdomadaires*. Or, pour étudier les écarts salariaux entre les sexes, les taux de rémunération horaires constituent habituellement une mesure beaucoup plus fiable, car il n'est pas certain que les salaires hebdomadaires correspondent à un même nombre d'heures de travail pour les hommes et pour les femmes (Drolet, 1999).

L'étude actuelle porte sur les écarts entre les sexes chez les travailleurs à temps plein, toute l'année qui touchaient de faibles salaires horaires dans leur emploi principal en 1996 et vise à déterminer si ces mêmes personnes occupaient toujours un emploi peu rémunéré en 2001.

2. Source de données et échantillon

L'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) a servi à étudier les questions de recherche posées dans le présent article. Cette enquête-ménage longitudinale permet d'examiner l'évolution des salaires, y compris des renseignements sur les transitions et sur la durée de l'emploi peu rémunéré. Le recours à une enquête longitudinale comme l'EDTR (comparativement à une enquête transversale) offre un avantage important, car nous pouvons mieux comprendre la dynamique de l'enjeu (en ce sens que nous pouvons savoir qui s'échappe d'un emploi peu rémunéré et qui y reste prisonnier).

Le premier panel de l'EDTR a commencé en janvier 1993 et les répondants ont été suivis pendant six ans. Un deuxième panel de répondants sur six ans a fait l'objet d'une collecte de données en 1996 et ces répondants ont été suivis jusqu'en 2001 (Statistique Canada, 2003a). Seulement les données de ce deuxième panel ont servi à la présente étude.

La population cible de l'EDTR comprend tous les Canadiens, sauf ceux qui vivent au Yukon, au Nunavut ou dans les Territoires du Nord-Ouest, les résidents d'institutions (sauf ceux qui y résident pendant moins de six mois), les personnes vivant dans des réserves indiennes et les membres à temps plein des Forces armées canadienne vivant dans une caserne. Chaque panel était composé d'un échantillon d'environ 15 000 ménages (à peu près 31 000 adultes âgés de 16 ans et plus).

Définition de la population cible dans l'étude actuelle
Pour les besoins du présent article, on a examiné deux groupes. Dans les deux groupes, on a tenu compte uniquement de l'emploi principal de la personne (celui auquel elle a consacré le plus grand nombre d'heures au cours de l'année).

Premier groupe (travailleurs)
Premièrement, on a dressé le profil des travailleurs à temps plein, toute l'année. On a restreint l'échantillon de manière à inclure :

- les répondants longitudinaux (panel 2), qui avaient répondu à l'enquête en 1996 et en 2001;
- ceux qui ont déclaré que leur principale activité consistait à travailler à temps plein, toute l'année (chaque semaine de l'année et plus de 130 heures par mois) à un emploi ou dans une entreprise en 1996 et 2001 (ce qui exclut les retraités et les personnes qui étudiaient à temps plein ou dont la principale activité consistait à étudier);
- les répondants âgés de 16 à 50 ans en 1996 (de 21 à 55 ans en 2001).

Les travailleurs rémunérés qui n'ont pas déclaré de salaire ni d'heures de travail (dans leur emploi principal) en 1996 et en 2001 et ceux qui étaient en congé toute l'année étaient exclus de l'échantillon. Ceux qui travaillaient dans les secteurs de l'agriculture, de la pêche ou du trappage ou qui étaient travailleurs indépendants en 1996 ou en 2001 étaient également exclus.

Deuxième groupe (travailleurs peu rémunérés)
Deuxièmement, pour examiner la mobilité ascendante des travailleurs peu rémunérés, on a ajouté un critère de sélection à la liste susmentionnée : les répondants devaient être définis

comme ayant de faibles salaires horaires (voir *Définitions*) en 1996 pour faire partie de cet échantillon.

3. Méthodologie

3.1 Définitions

À temps plein, toute l'année : une personne travaille toute l'année ou une partie de l'année selon sa situation annuelle au regard de l'activité. Elle doit être occupée toutes les semaines de l'année pour être considérée comme un travailleur toute l'année. Une personne travaille à temps plein ou à temps partiel selon le nombre mensuel d'heures travaillées dans tous ses emplois. Elle doit travailler plus de 130 heures par mois pour être considérée comme un travailleur à temps plein.

Pour distinguer les travailleurs à temps plein, toute l'année, on a utilisé la variable « scsum28 », soit la situation annuelle du travailleur au regard de l'activité, tous ses emplois confondus. Puis, on a retenu l'emploi principal du travailleur (celui auquel il a consacré le plus grand nombre d'heures). Les chercheurs utilisent généralement cette méthode pour identifier les travailleurs à temps plein toute l'année. Notons que la situation annuelle d'un travailleur au regard de l'activité pouvait être à temps plein, toute l'année, alors que son emploi principal était à temps partiel. De plus, les travailleurs qui travaillaient à temps plein mais qui ne travaillaient pas toute l'année sont exclus.

Salaire : salaire horaire versé en à un employé à la fin de l'année de référence ou à la fin de l'emploi si celui-ci a pris fin pendant l'année de référence. Le montant comprend les pourboires, les primes et les commissions.

Emploi peu rémunéré ou faibles salaires horaires : déterminés à partir du seuil de faible revenu (SFR) avant impôt d'une famille de deux personnes vivant dans un milieu urbain qui compte au moins un demi million d'habitants. Morissette et Bérubé (1996) ont défini ce SFR après avoir découvert en 1995 que 20 % des travailleurs masculins âgés de 25 à 54 ans gagnaient moins de 21 073 $ par année. Ce montant correspond à peu près au SFR avant impôt de 1993 pour une famille de deux personnes vivant dans un milieu urbain comptant au moins un demi million d'habitants, soit 20 603 $. On a donc retenu ce SFR (pour une famille de deux personnes vivant en milieu urbain) parce qu'il correspond à peu près à ce que gagnaient les hommes « peu rémunérés » (tranche inférieure de 20 %).

Il convient de préciser que la publication *Le revenu au Canada* (75-202 au catalogue) recommande d'utiliser le SFR *après* impôt dans les publications parce qu'il tient compte de l'impôt sur le revenu et des transferts, deux méthodes de redistribution du revenu. Toutefois, nous utilisons dans la présente étude un seuil *avant* impôt parce que nous examinons le revenu payé et que le seuil avant impôt reflète mieux la rémunération des travailleurs.

Pour calculer le seuil du « travail peu rémunéré », on a divisé le SFR indiqué (pour 1996 c'était 21 414 $) par 52,14 (semaines par année) = 410,70 $ par semaine. On a calculé les faibles

salaires horaires en divisant 410,70 $ par 37,5 heures par semaine = 10,95 $ l'heure. Les personnes dont les salaires horaires étaient inférieurs à 10,95 $ ont été classées comme des travailleurs peu rémunérés.

On aurait pu utiliser aussi bien 40 que 37,5 heures par semaine. Par exemple, en examinant le nombre moyen d'heures par semaine travaillées en décembre (la variable qui nous intéresse dans la présente étude), on constate dans la répartition que le nombre d'heures culminait à 37,5 ainsi qu'à 40 heures. Deuxièmement, en examinant les écarts entre les sexes au chapitre du nombre moyen d'heures travaillées par semaine, on constate que la moyenne des femmes tournait autour de 37,5, alors que celle des hommes était proche de 40. Troisièmement, en examinant le nombre moyen d'heures par semaine dans les divers secteurs d'activité, on constate que ce nombre avoisinait 37,5 heures dans trois secteurs (services aux entreprises, professionnels et scientifiques, services publics et services de distribution), alors qu'il tournait autour de 40 heures dans trois autres secteurs (services de consommation, fabrication et production de biens). Comme la présente étude porte sur les travailleurs peu rémunérés, il est sans doute préférable d'utiliser 37,5 heures par semaine, quitte à surestimer légèrement la rémunération des travailleurs. Par conséquent, seuls ceux qui sont « vraiment » peu rémunérés sont compris dans l'échantillon des travailleurs peu rémunérés, alors que ceux qui constituent des cas limites ne le sont pas.

Ascension professionnelle : Une personne est considérée comme ayant gravi les échelons si son salaire était d'au moins 10 % supérieur au SFR de 2001 (23 551 $) basé sur la méthode décrite ci-dessus dans la section « Emploi peu rémunéré ou faibles salaires horaires ». Autrement, elle est considérée comme n'ayant pas gravi les échelons. Si l'on a examiné la probabilité d'ascension professionnelle sur une période de cinq ans (un panel complet de répondants), c'était pour permettre aux travailleurs d'avoir la probabilité maximale d'ascension professionnelle.

Pour calculer le seuil horaire, on a divisé le SFR de 2001, soit 23 551 $, par 52,14 semaines par année et par 37,5 heures par semaine, ce qui donne 12,05 $ l'heure. Dans la présente étude, une personne devait donc gagner plus de 12,05 $ x 1,10 = 13,26 $ l'heure en 2001 pour être considérée comme ayant gravi les échelons. On a utilisé la « zone tampon » de 10 % pour éviter d'inclure les personnes qui n'avaient fait qu'une transition minime pour quitter un emploi peu rémunéré. Il importe de préciser que les SFR sont révisé selon l'IPC et qu'il est fondé sur la même année de référence 1992, qui sert de « standard » pour les seuils, permettant ainsi une comparaison au fil du temps. Le seuil d'ascension professionnelle est donc rajusté en fonction de l'inflation.

Secteurs d'activité : Les codes de secteur d'activité utilisés dans l'EDTR décrivent l'employeur et reposent sur le Système de classification des industries de l'Amérique du Nord (SCIAN 1997). À l'intérieur de chaque catégorie de secteur d'activité sont représentés des emplois et leurs divers niveaux de rémunération. Pour les besoins de la présente étude, on a groupé cette variable en six catégories :

Production de biens – foresterie, mines, extraction de pétrole et de gaz, construction;

Services de distribution – services publics, commerce, transport et entreposage, information, culture et loisirs, administration publique;

Services aux entreprises, professionnels et scientifiques – finances, assurances, immobilier et crédit-bail, services professionnels (p. ex., avocats, comptables), scientifiques et techniques (p. ex., conception de systèmes informatiques);

Services de consommation – gestion, administration et autres services de soutien, hébergement et services de restauration, autres services;

Services publics – éducation, santé et services sociaux, administration publique;

Fabrication – industries manufacturières (p. ex., aliments, vêtements et autres produits manufacturés)

Professions : Le groupement de professions est selon l'emploi du répondant à la fin de l'année de référence. Les principaux groupes ont été définis à l'aide de la Classification type des professions (CTP 1981). Chaque catégorie professionnelle représente des emplois avec des niveaux de rémunération divers. Pour la présente étude, nous avons retenu cinq professions :

Professionnels, gestionnaires, scientifiques – gestion et autres professions; sciences naturelles, techniques et mathématiques; sciences sociales; enseignants et personnel assimilé; personnel médical; techniciens de la santé et travailleurs assimilés; domaines artistiques et culturels; loisirs et sports;

Personnel de bureau – personnel administratif et travailleurs assimilés (p. ex., commis, sténographes, tenue de livres, traiteurs de données, opérateurs de machines de traitement de données, et magasiniers, réceptionnistes, préposés à l'information, messagers et superviseurs);

Ventes – travailleurs spécialisés dans la vente (p. ex., vente de gros, vente de détail, technique, assurance, immobilier), vendeurs de détail, caissiers, superviseurs;

Services – travailleurs spécialisés dans les services de préparation d'aliments et de boissons (p. ex., chefs, cuisiniers), dans les services de protection, techniciens de services à l'enfance et de soutien à domicile, professions dans les secteurs du voyage et de l'hébergement ou des loisirs et du sport;

Travail manuel – travailleurs en usine; superviseurs; traiteurs d'aliments, de boissons et de textiles; métiers spécialisés; mineurs et carrières; fabrication de produits; travailleurs spécialisés dans le montage et la réparation; métiers de la construction; personnel d'exploitation des transports; manutentionnaires et travailleurs assimilés.

Variables liées aux transitions :

Changement d'employeur – le travailleur n'occupait pas le même emploi principal en 2001 qu'en 1996.

Changement de statut syndical – les travailleurs n'étaient pas visés par une convention collective et n'étaient pas employés par une entreprise syndiquée en 1996, mais ils étaient visés par une convention collective ou étaient passés à une entreprise syndiquée en 2001.

Changement de la taille de l'entreprise – les travailleurs étaient employés par une petite entreprise (moins de 20 travailleurs) en 1996, mais ils étaient passés à une grande entreprise (500 travailleurs et plus) ou leur entreprise agrandit à 500 travailleurs et plus en 2001.

3.2 Modèles de régression logistique

La régression logistique permet d'estimer la probabilité qu'un résultat donné survienne en fonction de plusieurs variables explicatives.

Dans le premier modèle de régression, le résultat est le fait que la personne touchait ou non de faibles salaires horaires en 1996. Dans le deuxième ensemble de modèles de régression, le résultat est le fait qu'en 2001, les personnes qui étaient peu rémunérées en 1996 avaient quitté ou non leur emploi peu rémunéré.

Bien que le résultat soit fonction de plusieurs variables prédictives, nous pouvons comparer la probabilité d'un résultat donné entre des personnes qui sont identiques à tous les égards, sauf un. Par exemple, on peut comparer la probabilité d'une faible rémunération entre des hommes et des femmes identiques sur les plans de l'âge, du niveau d'instruction, de la présence d'enfants d'âge préscolaire, de la région de résidence, de la profession, du secteur d'activité, de la taille de l'entreprise et du statut syndical. On peut ainsi examiner la relation entre chaque variable explicative et le résultat en maintenant toutes les autres variables constantes. On calcule une statistique chi carré de Wald pour chaque variable explicative afin de déterminer si une fluctuation de la variable est liée à une augmentation ou à une diminution significative de la probabilité du résultat.

On a calculé trois modèles de régression distincts de la faible rémunération : un pour les deux sexes, un pour les hommes et un pour les femmes (voir le tableau 1). Ces trois modèles comprenaient des contrôles :

(i) des **caractéristiques des travailleurs** mesurées en 1996, soit l'âge, le niveau d'instruction, une variable d'interaction pour la composition de la famille et le sexe, la présence d'enfants d'âge préscolaire, et la région;

(ii) des **caractéristiques de l'emploi** mesurées en 1996, soit la profession, le secteur d'activité, la taille de l'entreprise et le statut syndical. Ces modèles ne comprenaient pas la variable de contrôle « nombre d'années d'expérience de travail », car l'âge et

le nombre d'années d'expérience de travail étaient en étroite corrélation : $r = 0,60$, $p < 0,0001$ (en utilisant des poids normalisés) surtout pour les hommes.

Compte tenu du nombre de travailleurs ayant quitté un emploi faiblement rémunéré entre 1996 et 2001, il était statistiquement impossible de calculer séparément des modèles de régression logistique multidimensionnels pour les hommes et pour les femmes en raison de la petite taille de l'échantillon. On a donc élaboré un modèle de régression de la mobilité ascendante (voir le tableau 2) comprenant des contrôles des variables ci-dessus, ainsi que :

(iii) des **variables liées aux transitions**, soit le changement d'employeur, le changement de statut syndical (de non syndiqué en 1996 à syndiqué en 2001) et le changement de la taille de l'entreprise, de petite (moins de 20 travailleurs) en 1996 à grande (500 travailleurs et plus) en 2001.

On a utilisé les poids « bootstrap » pour tenir compte de la conception complexe de l'enquête et les probabilités présentées dans les tableaux 1 et 2 ont été calculées en fonction des valeurs moyennes des variables explicatives.

4. Résultats

Les travailleurs canadiens avaient une probabilité de faible rémunération de 14 % en 1996 et environ la moitié avaient la possibilité de quitter un emploi peu rémunéré au bout de cinq ans

En décembre 1996, les Canadiens qui travaillaient à temps plein toute l'année avaient une probabilité de 14 % de toucher de faibles salaires *horaires*, soit moins de 10,95 $ l'heure (tableau 1). Les travailleurs avec les emplois peu rémunérées avaient une possibilité de 53% d'une ascension professionnelle pour 2001. Pour gravir les échelons, un travailleur devait gagner plus de 13,26 $ l'heure (tableau 2).

Par comparaison avec une étude antérieure (Janz, 2004), les travailleurs visés par l'étude actuelle qui exclut les travailleurs à temps partiel étaient environ deux fois moins nombreux à être peu rémunérés (14 % contre 26 %). Toutefois, la probabilité d'ascension professionnelle était semblable dans les deux cas (53 % dans l'étude actuelle et 47 % dans l'étude antérieure).

Les femmes étaient plus susceptibles d'être peu rémunérées et moins susceptibles de gravir les échelons que les hommes peu rémunérés

Tant dans l'étude de Janz (2004) que dans l'étude actuelle, les femmes étaient significativement beaucoup plus nombreuses à être peu rémunérées et moins nombreuses à bénéficier de la mobilité ascendante. Dans l'étude actuelle, toutefois, l'exclusion des travailleurs à temps partiel semblait réduire les écarts entre les hommes et les femmes au chapitre de la faible rémunération. En effet, dans l'étude antérieure (Janz, 2004), la probabilité de faible rémunération était de 19 % chez les hommes, contre 34 % chez les femmes (un écart de 15 points de pourcentage). Dans l'étude actuelle, toutefois, la probabilité de faible rémunération était de 12 % chez les hommes, contre 19 % chez les femmes (un écart de 7 points de pourcentage). Un examen approfondi permettra de mieux comprendre ces écarts entre les sexes.

Malgré la réduction des écarts, la probabilité de mobilité ascendante était toujours plus de deux fois plus élevée chez les hommes que chez les femmes (73 % contre 28 % dans l'étude actuelle; 72 % contre 32 % dans l'étude antérieure). Ces écarts entre les sexes persistaient même si plusieurs variables importantes étaient maintenues constantes, soit l'âge, le niveau d'instruction, la profession et le secteur d'activité. Il convient de souligner que la petite taille de l'échantillon n'a pas permis l'élaboration de modèles distincts de la mobilité ascendante pour les hommes et pour les femmes. (Voir le point 3.2 Modèles de régression logistique.)

Les jeunes travailleurs étaient les plus portés à gravir les échelons

La probabilité de faible rémunération était la plus grande chez les jeunes travailleurs âgés de 16 à 24 ans (tableau 1), ce qui est fort probablement attribuable à leurs niveaux relativement faibles d'expérience de travail et d'ancienneté dans l'emploi. Pour l'ensemble des travailleurs, la probabilité de faible rémunération était d'environ 50 %. Elle n'était que d'environ 15 % chez les travailleurs un peu plus âgés (de 25 à 34 ans) et se maintenait à ce niveau chez les travailleurs plus âgés.

Quant à la probabilité de mobilité ascendante, elle était la plus forte (près de 70 %) chez les travailleurs les plus jeunes (de 16 à 24 ans) (tableau 2). Il n'est pas étonnant que la probabilité d'ascension professionnelle soit forte chez les plus jeunes travailleurs – après tout, à cet âge, ils terminent leurs études et commencent leur carrière.

Le niveau d'instruction fait une différence

Comme il fallait s'y attendre, les personnes plus scolarisées étaient moins susceptibles d'être peu rémunérées. Si elles l'étaient, elles étaient plus susceptibles de connaître une ascension professionnelle. Pour les personnes titulaires d'un diplôme universitaire, la probabilité d'être peu rémunérées était de 8 %, comparativement à 21 % pour les personnes ayant un diplôme d'études secondaires ou un niveau inférieur d'études. Pour les titulaires d'un diplôme universitaire, la probabilité de connaître une ascension professionnelle était de 81 %, comparativement à 46 % pour les personnes ayant un diplôme d'études secondaires ou un niveau inférieur d'études. Le fait de détenir un diplôme universitaire supprimait toutes les différences entre les sexes quant à la probabilité d'être peu rémunéré. Les limites des données n'ont pas permis une analyse distincte de la mobilité ascendante des hommes et des femmes.

Les hommes sans jeunes enfants étaient plus susceptibles d'être peu rémunérés que les pères de jeunes enfants

En général, les travailleurs à temps plein, toute l'année qui avaient des enfants d'âge préscolaire (de 0 à 5 ans) étaient significativement beaucoup moins nombreux à être peu rémunérés (11 %) et plus nombreux à gravir les échelons (69 %) que leurs homologues sans enfants. On pourrait croire que cette situation est en partie attribuable à l'âge, car la plupart des pères de jeunes enfants avaient entre 25 et 44 ans, mais il importe de retenir que l'effet persiste même lorsqu'on neutralise l'âge dans le modèle.

Fait intéressant, la présence de jeunes enfants n'avait pas la même incidence sur la probabilité de faible rémunération des hommes et sur celle des femmes. Cette probabilité était plus grande chez les hommes sans enfants d'âge préscolaire (15 %) que chez les pères d'enfants d'âge préscolaire (9 %). Si la tendance paraît semblable chez les femmes, la présence de jeunes enfants n'avait pourtant pas d'incidence significative sur leur faible rémunération.

Comment expliquer cette différence? Peut-être les chiffres reflètent-ils les priorités différentes des hommes et des femmes ayant de jeunes enfants. Une étude a révélé qu'en moyenne, dans les familles à deux soutiens, les hommes consacraient plus de temps au travail rémunéré alors que les femmes consacraient environ deux fois plus de temps aux soins des enfants (Lynn et Todoroff, 1995). Dans une étude future, il conviendrait de se demander si ces priorités différentes accordées au travail rémunéré et au travail non rémunéré sont liées aux écarts observés entre la faible rémunération des hommes et celles des femmes.

Les femmes étaient plus susceptibles d'être peu rémunérées dans les occupations des services et du travail manuel

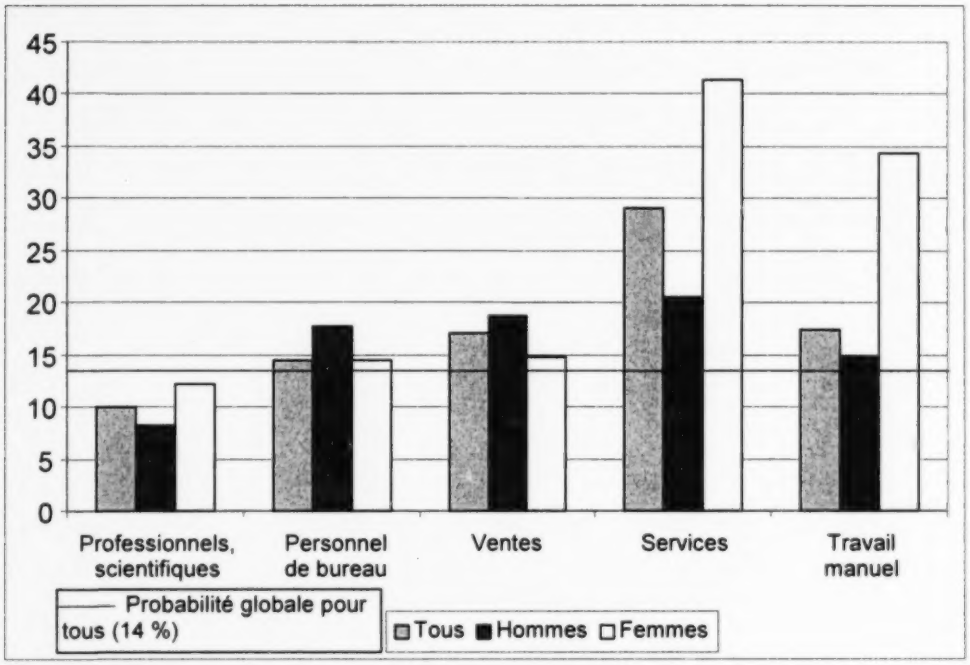
Les femmes étaient à peu près deux fois plus susceptibles que les hommes de toucher de faibles salaires horaires lorsqu'elles travaillaient dans les catégories professionnelles « services » et « travail manuel » (graphique 1). (Dans les trois autres catégories professionnelles, les écarts entre les hommes et les femmes n'étaient pas significatifs.) En outre, la probabilité de faible rémunération des femmes était beaucoup plus grande dans les secteurs du travail manuel et des services que dans toutes les autres catégories professionnelles (tableau 1).

Il existe un autre écart intéressant entre les sexes en ce qui concerne les secteurs du travail manuel et du travail de bureau et les tendances de la faible rémunération. En effet, contrairement aux femmes, les hommes exerçant un travail manuel n'étaient pas significativement plus susceptibles que leurs homologues effectuant un travail de bureau de toucher un faible salaire horaire. Du point de vue des salaires horaires, il semble donc beaucoup plus avantageux pour les femmes d'effectuer du travail de bureau que d'exercer un travail manuel, alors que la différence est minime dans le cas des hommes.

Toutefois, les meilleures professions permettant d'éviter de recevoir de faibles salaires sont celles des professionnels, des gestionnaires et des scientifiques. Lorsque les hommes et les femmes ont été considérés séparément, cela demeure vrai chez les hommes. Chez les femmes, la probabilité d'être faiblement rémunérées dans ce groupe professionnel n'était pas significativement différente de la probabilité du personnel de bureau. Notons que le personnel de bureau peut inclure un rôle de superviseur.

La probabilité de connaître une mobilité ascendante était de 70% pour les hommes et les femmes dans les professions de professionnels, de gestionnaires, de scientifiques ou de travail de bureau, mais seulement d'environ 20% pour les professions reliées aux services.

Graphique 1 Les femmes étaient plus susceptibles d'être peu rémunérées dans les professions du travail manuel et des services



Les emplois les mieux rémunérés étaient ceux du secteur de la production de biens pour les hommes et ceux du secteur des services aux entreprises, professionnels et scientifiques pour les femmes

En général, les travailleurs étaient plus nombreux à toucher de faibles salaires horaires dans les secteurs de la fabrication, des services de distribution et des services de consommation. Il faut préciser qu'il existe des emplois bien rémunérés et des emplois peu rémunérés dans tous les secteurs d'activité. Chez les hommes, le secteur de la production de biens se démarquait de tous les autres en offrant les emplois les mieux rémunérées : la probabilité de faible rémunération n'y était que de 5 %, soit environ trois fois moins que la moyenne de celles des autres secteurs d'activité. La tendance était très différente chez les femmes : avec une probabilité de faible rémunération de 9 %, c'est le secteur des services aux entreprises, des professionnels et des scientifiques qui offrait les emplois les mieux rémunérés (tableau 1).

Dans l'ensemble, les travailleurs des secteurs de la production de biens, des services aux entreprises, professionnels et scientifiques ainsi que des services publics avaient la plus faible probabilité d'être peu rémunérés. Les travailleurs de ces trois secteurs bénéficiaient aussi de la plus forte probabilité d'ascension professionnelle.

Vaut-il mieux garder le même emploi ou en changer?

Les travailleurs peu rémunérés et moins susceptibles de gravir les échelons étaient habituellement employés par de petites entreprises non syndiquées. Les travailleurs à temps plein, toute l'année des grandes entreprises étaient plus de deux fois plus nombreux à gravir les échelons (79 %) que ceux des petites entreprises comptant moins de 20 employés (34 %).

Compte tenu de ces caractéristiques de l'emploi et des tendances de la faible rémunération, les travailleurs auraient-ils avantage à changer d'emploi? En général, le changement d'employeur n'augmentait pas significativement la mobilité ascendante, mais certains types de changement d'emploi jouaient un rôle important (tableau 2). En effet, le changement d'employeur ou de statut syndical ne contribuait pas de façon significative à la mobilité ascendante. Toutefois, le fait de passer d'une petite entreprise (moins de 20 employés) en 1996 à une grande entreprise (plus de 500 employés) en 2001 constituait un important prédicteur de mobilité ascendante.

Ces constatations sont très semblables à celles de l'étude antérieure, qui englobait les travailleurs à temps partiels ou pour une partie de l'année (Janz, 2004). La seule différence est que lorsque l'échantillon comprenait ces travailleurs, les travailleurs peu rémunérés qui passaient d'un emploi non syndiqué à un emploi syndiqué bénéficiaient davantage de la mobilité ascendante. Ce type de changement n'était pas significatif lorsqu'on étudiait uniquement les travailleurs à temps plein, toute l'année.

Comme les études antérieures sur la faible rémunération et sur la mobilité ascendante ne permettent pas de déterminer s'il est avantageux ou non de changer d'employeur et de statut syndical (Drolet et Morissette, 1998; Janz, 2004), il faudrait approfondir la recherche sur ce sujet. Comme le changement d'emploi était défini de façon très générale dans ce modèle, on a examiné d'autres définitions du changement d'emploi pour étudier son incidence sur la mobilité ascendante.

On a effectué une deuxième régression de la mobilité ascendante en répartissant les travailleurs qui restaient auprès du même employeur selon que 1) leurs tâches étaient différentes ou 2) leurs tâches étaient les mêmes. On a aussi effectué une troisième régression en répartissant comme suit les travailleurs qui restaient auprès du même employeur : 1) ceux dont le nombre d'heures de travail a augmenté de 5 heures et plus par semaine entre 1996 et 2001, et 2) les « autres », ceux dont le nombre d'heures de travail n'a pas augmenté d'au moins 5 heures par semaine.

Quelle que soit la méthode utilisée pour définir le changement d'emploi, les résultats indiquaient qu'il ne contribuait pas de façon significative à la mobilité ascendante du travailleur. Une étude antérieure ayant pourtant révélé que le changement d'emploi contribuait de façon significative à la mobilité ascendante (Drolet et Morissette 1998), il s'agit d'un important sujet à étudier à l'avenir. La petite taille de l'échantillon dans ces régressions de la mobilité ascendante pourrait expliquer en partie l'absence de constatations significatives concernant les variables liées au changement d'emploi.

Les femmes étaient moins susceptibles d'être faiblement rémunérées en Ontario, en Colombie-Britannique et au Québec, alors que la région n'avait aucune incidence sur la faible rémunération des hommes

Comme l'ensemble des travailleurs, les femmes étaient plus susceptibles de toucher de faibles salaires horaires si elles vivaient dans les provinces de l'Atlantique (voir le tableau 1) plutôt qu'au Québec, en Ontario ou en Colombie Britannique. Inversement, chez les hommes, la région n'avait aucune incidence significative sur la faible rémunération horaire.

La province de résidence des travailleurs canadiens a également une incidence sur leur probabilité de quitter un emploi peu rémunéré (tableau 2). En Ontario et en Alberta, la probabilité pour les travailleurs de gravir les échelons était de 70%; ce qui est significativement plus probable que pour les travailleurs dans les provinces de l'Atlantique. Comme les économies régionales, le salaire minimum et les lois provinciales varient considérablement d'une province à l'autre, il est compréhensible qu'il existe des variations entre les provinces en matière de mobilité ascendante.

5. Résumé et conclusion

En décembre 1996, un Canadien moyen qui travaillait à temps plein avait une probabilité de 14 % de toucher de faibles salaires horaires. En 2001, un peu plus de la moitié de ces travailleurs avaient la probabilité de quitter leur emploi peu rémunéré. Selon une étude antérieure (Janz, 2004) et l'étude actuelle, les femmes étaient significativement plus susceptibles d'être peu rémunérées et beaucoup moins susceptibles à bénéficier de la mobilité ascendante. Ce constat s'explique peut-être en partie par le fait que les femmes sont encore beaucoup plus portées à travailler à temps partiel que les hommes (Cooke-Reynolds et Zukewich, 2004) et qu'en faisant abstraction des travailleurs à temps partiel, on réduisait en partie la variabilité parmi les femmes. L'étude actuelle se penchait sur les écarts restants entre les sexes.

Les femmes peu rémunérées étaient le plus souvent jeunes (de 16 à 24 ans), possédaient au plus un diplôme d'études secondaires et vivaient dans les provinces de l'Atlantique. Les femmes avaient une plus forte probabilité de faible rémunération dans les professions des services et du travail manuel que dans les professions de bureau. Les femmes qui travaillaient dans le secteur des services de distribution, dans les petites entreprises non syndiquées (moins de 20 travailleurs), étaient aussi plus susceptibles d'être peu rémunérées.

De leur côté, les hommes peu rémunérés étaient le plus souvent jeunes (de 16 à 24 ans), possédaient au plus un diplôme d'études secondaires et vivaient dans n'importe quelle région du Canada. Les hommes avec les enfants préscolaires avaient une plus faible probabilité d'être peu rémunéré. Les hommes étaient significativement moins susceptibles d'être peu rémunérés lorsqu'ils étaient professionnels, gestionnaires ou scientifiques ou qu'ils travaillaient dans le secteur de la production de biens. Les hommes peu rémunérés avaient aussi tendance à travailler dans une petite entreprise non syndiquée.

Les travailleurs peu rémunérés qui bénéficiaient le plus de la mobilité ascendante étaient des hommes jeunes (de 16 à 24 ans) possédant un grade universitaire et ayant des enfants d'âge préscolaire. Ils avaient aussi tendance à travailler comme professionnels, gestionnaires ou scientifiques ou à effectuer un travail de bureau. Ils étaient aussi plus nombreux à travailler dans les secteurs de la production de biens, des services aux entreprises, professionnels et scientifiques et des services publics en Ontario ou en Alberta.

Les employés qui gravissaient les échelons travaillaient souvent dans des entreprises de taille moyenne ou grande ou des entreprises qui sont syndiquées. Ils étaient aussi plus susceptibles de quitter un emploi peu rémunéré s'ils passaient d'une petite entreprise (moins de 20 travailleurs) à une grande entreprise (500 travailleurs et plus). Les constatations relatives à la mobilité ascendante étaient généralement les mêmes que dans l'étude antérieure (Janz, 2004), sauf que le fait d'être syndiqué constituait un prédicteur significatif de mobilité ascendante uniquement lorsque l'étude tenait aussi compte des travailleurs à temps partiel.

Dans le cadre d'une étude future sur les écarts entre les sexes aux chapitres de la faible rémunération et de la mobilité ascendante, il serait avantageux d'ajouter les variables suivantes : interruptions de travail, obligations familiales, principal domaine d'études et répartition entre le travail rémunéré et le travail non rémunéré au sein d'un ménage. On pourrait résoudre la question de la taille de l'échantillon en combinant différents panels de répondants à l'EDTR.

Documents consultés

Cooke-Reynolds, Melissa et Nancy Zukewich, 2004. « La féminisation du marché du travail », *Tendances sociales canadiennes*. Statistique Canada, n° 11-008 au catalogue.

Drolet, M., 2002. *Le « qui, quoi, quand et où » des écarts salariaux entre les hommes et les femmes*. Série sur le milieu du travail en évolution. Statistique Canada, n° 71-584-MIF au catalogue, n° 4.

Drolet, M., 1999. *L'écart persistant : nouvelle évidence empirique concernant l'écart salarial entre les hommes et les femmes au Canada.* Direction des études analytiques, documents de recherche. Statistique Canada, n° 11F0019MIF au catalogue, n° 157.

Drolet, M. et Morissette, R., 1998. *La mobilité ascendante des bas salariés au Canada : 1993-1995*. Série de documents de recherche – Revenu. Statistique Canada, n° 75F0002MIF1998007 au catalogue.

Janz, Teresa A., 2004. *Les emplois peu rémunérés et l'ascension professionnelle.* Série de documents de recherche – Revenu. Statistique Canada, n° 75F0002MIF2004003 au catalogue.

Licht, M. H., 1995. « Multiple regression and correlation ». Dans L. G. Grimm et P. R. Yarnold (directeurs de publication), *Reading and Understanding Multivariate Statistics* (p. 19 à 64). Washington, DC, American Psychological Association.

Lynn, Marion et Milana Todoroff, 1995. « Women's work and family lives ». Dans Nancy Mandell (directrice de publication), *Feminist Issues: Race, Class, and Sexuality* (p. 244 à 271). Scarborough (Ontario), Prentice Hall Canada Inc.

Morissette, R. et C. Bérubé (1996) "Aspects longitudinaux de l'inégalité des revenus au Canada", Document de recherche no. 94, Direction des études analytiques, Statistique Canada.

Sargent, T. C. (2000). « Structural Unemployment and Technological Change in Canada, 1990-1999 », Canadian Public Policy, v26, ppS1069-23.

Statistique Canada, 2003a. *Enquête sur la dynamique du travail et du revenu – un aperçu de l'enquête.* Statistique Canada, n° 75F0011XIF au catalogue. http://dissemination.statcan.ca/english/IPS/Data/75F0011XIE.htm.

Statistique Canada, 2003b. *Recensement de 2001, série « Analyses ». Le profil changeant de la population active du Canada.* Statistique Canada, n° 96F0030XIF2001009 au catalogue.

Statistique Canada, 2001. *Le revenu au Canada.* Statistique Canada, n° 75-202-XIF au catalogue. http://dissemination.statcan.ca:8083/stcpubs/english/75-202-XIE/0000175-202-XIE.pdf.

Tableau 1 Probabilité de faibles salaires horaires en 1996

Caractéristiques en 1996	Probabilité (%)		
	Tous	Hommes	Femmes
Moyenne canadienne	14.2	13.0	15.2
Âge			
16-24 ans	51.2	49.6	55.7
25-34 ans	14.7	11.3	20.0
35-44 ans	12.2	12.4	11.3
45-50 ans	14.9	14.0	15.7
Niveau d'instruction le plus élevé			
École secondaire ou moins	20.5	17.1	23.9
École postsecondaire partielle (sans diplôme)	14.0	13.1	15.3
Grade universitaire	7.6	7.4	7.0
Sexe			
Hommes	11.8	...	...
Femmes	18.5	...	...
Enfants			
Enfants d'âge préscolaire	10.9	9.1	12.4 nsf
Pas d'enfants d'âge préscolaire	15.5	14.9	16.0
Région			
Atlantique	23.2	17.9	30.4
Québec	14.8	13.7 nsf	15.0
Ontario	12.2	11.8 nsf	11.9
Manitoba et Saskatchewan	16.9 nsf	14.7 nsf	20.5 nsf
Alberta	16.1 nsf	13.1 nsf	19.7 nsf
Colombie-Britannique	12.1	11.8 nsf	13.0
Profession			
Professionnels, gestionnaires, scientifiques	10.1	8.2	12.2 nsf
Personnel de bureau	14.4	17.8	14.4
Ventes	17.1 nsf	18.7 nsf	14.8 nsf
Services	29.0	20.6 nsf	41.4
Travail manuel	17.4 nsf	14.7 nsf	34.4
Secteur d'activité			
Production de biens	6.5	4.9	19.0 nsf
Services de distribution	19.6 nsf	16.2 nsf	24.7
Services aux entreprises, professionnels et scientifiques	8.7	10.0 nsf	9.1
Services de consommation	15.8	13.8	15.9
Services public	10.7	10.1 nsf	12.7 nsf
Fabrication	19.8 nsf	16.6 nsf	20.3 nsf
Taille de l'entreprise			
Moins de 20 travailleurs	19.7	17.2	23.5
De 20 à 99 travailleurs	15.5	16.6 nsf	12.7
De 100 à 499 travailleurs	11.2	9.8	12.8
500 travailleurs et plus	11.5	9.8	13.6
Statut syndical			
Syndiqué	10.6	9.7	11.0
Non syndiqué	18.3	16.8	19.8
Échantillon pondéré ('000,000)	2.6	1.6	1
Échantillon non pondéré	3,010	1,748	1,262

Notes

1. L'ombrage représente le groupe de référence de la régression logistique.
2. nsf = non significativement différent de la personne de référence.
3. Une variable d'interaction entre type de famille et sexe a été calculée pour un modèle précédent. Elle n'était pas significative et fut ainsi exclue du modèle final.

Tableau 2 Probabilité de l'ascension professionnelle entre 1996 et 2001

Caractéristiques en 1996	Probabilité (%)
Moyenne canadienne	53.2
Âge	
16-24 ans	68.6
25-34 ans	47.7
35-44 ans	47.1
45-50 ans	62.6 [nsf]
Niveau d'instruction le plus élevé	
École secondaire ou moins	45.6
École postsecondaire partielle (sans diplôme)	55.9 [nsf]
Grade universitaire	80.5
Sexe	
Hommes	73.4
Femmes	27.5
Enfants	
Enfants d'âge préscolaire	68.6
Pas d'enfants d'âge préscolaire	49.4
Région	
Atlantique	45.2
Québec	34.9 [nsf]
Ontario	68.6
Manitoba et Saskatchewan	47.0 [nsf]
Alberta	70.3
Colombie-Britannique	50.5 [nsf]
Profession	
Professionnels, gestionnaires, scientifiques	77.3 [nsf]
Personnel de bureau	71.4
Ventes	42.2
Services	20.4
Travail manuel	37.8
Secteur d'activité	
Production de biens	84.0
Services de distribution	49.6 [nsf]
Services aux entreprises, professionnels et scientifiques	71.4
Services de consommation	36.4
Services public	67.8
Fabrication	49.5 [nsf]
Taille de l'entreprise	
Moins de 20 travailleurs	34.0
De 20 à 99 travailleurs	53.6
De 100 à 499 travailleurs	66.4
500 travailleurs et plus	79.0
Statut syndical	
Syndiqué	68.3
Non syndiqué	45.7

Continue à la page suivante...

Tableau 2 continue ...

Variables liées aux transitions (changement entre 1996 et 2001)	
	Probabilité (%)
Changement d'employeur	
Oui - La personne a changé d'emploi principal entre 1996 et 2001	21.6
Non - La personne occupait le même emploi principal en 1996 et en 2001	53.6 nsf
Changement de statut syndical	
Non syndiqué en 1996, mais syndiqué en 2001	70.4
Autre	52.2 nsf
Changement de la taille de l'entreprise	
Une petite entreprise (< 20) en 1996, mais dans une grande entreprise (500 +) en 2001	77.6
Autre	50.5
Échantillon pondéré	500,000
Échantillon non pondéré	596

Notes

1. L'ombrage représente le groupe de référence de la régression logistique.
2. nsf = non significativement différent de la personne de référence.